نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۵، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰، ص. ۲۷۲-۲۵۹

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 35, No. 3, Fall 2021, p. 259-272

مقاله پژوهشی

مطالعه ارتباط غیر خطی مصرف انرژی و تورم در بخش کشاورزی

نیوشا نراقی[۱]- رضا مقدسی[۲]*- امیر محمدی نژاد[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۰۴

چکیده

با توجه به اهمیت نهاده های کشاورزی به ویژه انرژی در بازار قیمت محصولات کشاورزی، در این مقاله رابطه مصرف انرژی و تورم بخش کشاورزی ایران در قالب مدل غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یکی از دلایل مهم استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ، غیرخطی بودن سری زمانی قیمت محصولات کشاورزی و وجود نوسانات مختلف طی سال‌های مورد مطالعه است. به طور کلی نتایج مدل نشان می‌دهد مصرف انرژی و تورم بخش کشاورزی رابطه‌ای غیرخطی و نامتقارن دارند و تورم کشاورزی در دو رژیم مختلف، رفتار متفاوتی بر جای می‌گذارند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که شوک ناشی از مصرف انرژی در هر دو رژیم اول (نرخ رشد تورم پایین) و رژیم دوم (نرخ رشد تورم بالا) تاثیر معنادار منفی بر تورم کشاورزی دارد، در حالی‌که تأثیر مصرف انرژی بر تورم کشاورزی در رژیم نرخ رشد تورم بالا کمتر از رژیم نرخ رشد تورم پایین است. همچنین براساس نتایج حاصل از براورد مدل مارکوف-سوئیچینگ، احتمال ماندگاری در رژیم دوم، ۹۳ درصد و احتمال گذار از این رژیم به رژیم اول ۷ درصد است و نرخ تورم کشاورزی در دو رژیم مورد نظر وابسته به دوره قرارگیری آن‌ها بوده است که برای سیاست گذاری اقتصاد در حوزه کشاورزی حائز اهمیت می‌باشد. در نتیجه، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران باید به این عدم تقارن در نرخ تورم کشاورزی توجه داشته باشند تا با استفاده از ابزارهای سیاست گذاری مناسب، ثبات قیمت در بخش کشاورزی را تا حد ممکن افزایش دهند.

واژه‌های کلیدی: الگوی مارکوف-سوئیچینگ، تورم، قیمت محصولات کشاورزی، مصرف انرژی

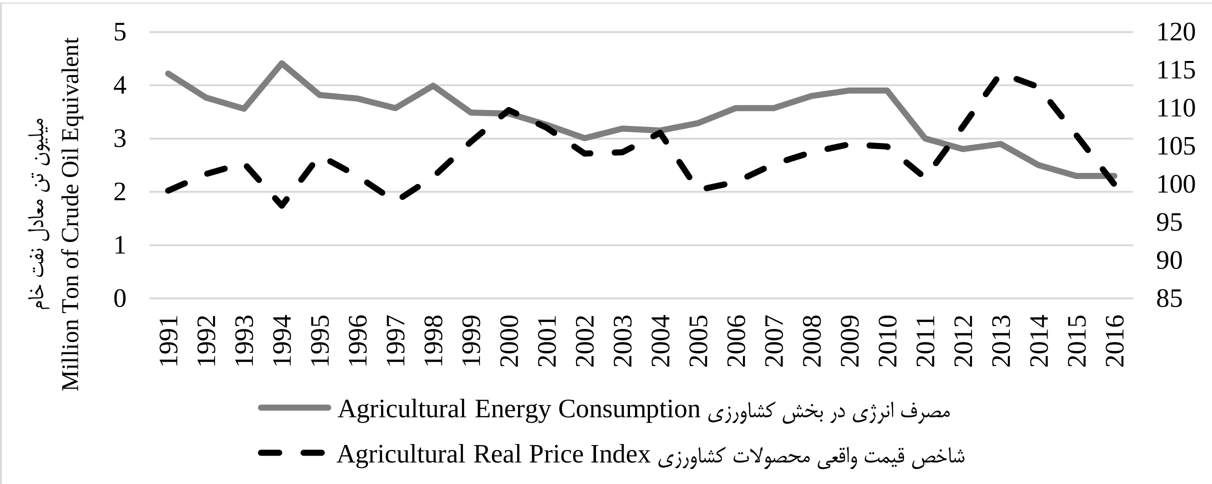
مقدمه

انرژی، به ویژه نفت و مشتقات آن، از عوامل اصلی تولید در یک اقتصاد محسوب می‌شود و به طور گسترده‌ای برای تأمین بخش‌های مختلف از جمله حمل و نقل، کشاورزی، صنعت و خانوارها و همچنین به عنوان ماده اولیه در تولید محصولات پتروشیمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به همین دلیل این نهاده ارزش بالایی دارد و بر قیمت کالاهای دیگر تأثیر می‌گذارد. امروزه رابطه انرژی و کشاورزی یک مسئله مهم به شمار می‌رود زیرا انرژی در زنجیره تولید مواد غذایی یکی از ویژگی‌های اساسی توسعه کشاورزی و عامل کلیدی در دستیابی به امنیت غذایی می‌باشد. در حال حاضر مصرف انرژی در بخش کشاورزی افزایش یافته است تا بتواند به تقاضای روزافزون مردم، عرضه محدود زمین‌های زیر کشت و همچنین تمایل بشر به سطح بالای زندگی پاسخ دهد (۱۲ و ۳۳).

بر اساس ترازنامه انرژی وزارت نیرو و گزارش وزارت جهاد کشاورزی، در سال ۱۳۹۵ سهم بخش کشاورزی از کل مصرف انرژی در ایران ۴٪ گزارش شده است که در دهه‌های اخیر روند استفاده از انرژی در بخش کشاورزی ایران نوسان داشته است (۲۴ و ۲۵). در کشاورزی، مصرف انرژی به دو شکل مستقیم و غیرمستقیم تفکیک می‌شود. مصرف مستقیم مرتبط با کارهای مختلف در فرآیند تولید محصولات کشاورزی مانند آماده سازی زمین، آبیاری، شخم، برداشت و حمل و نقل نهاده‌های کشاورزی و تولیدات مزارع است (۳۱). انرژی مصرف شده در ساخت، بسته بندی و حمل و نقل کودها، سموم دفع آفات و ماشین آلات کشاورزی نیز به عنوان مصرف غیر مستقیم طبقه‌بندی می‌شود (۶ و ۱۷). بنابراین، بخش کشاورزی وابسته به نهاده انرژی است و تغییرات مصرف این نهاده به طور غیر مستقیم و از مسیر میزان تولیدات کشاورزی، می‌تواند بر قیمت‌های کشاورزی تأثیرگذار باشد.

۱، ۲ و ۳- به‌ترتیب دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشیار و استادیار گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
(*- نویسنده مسئول: Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir)
DOI: 10.22067/JEAD.2021.68041.1036

در ایران، بخش کشاورزی یکی از مهمترین بخش‌های اقتصاد است که به عنوان بخش تولید کننده محصولات راهبردی (استراتژیک) و تامین کننده مواد غذایی مورد نیاز جمعیت رو به رشد جامعه، تاثیر زیادی در بسیاری از تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی دارد. براساس گزارش بانک مرکزی در سال ۱۳۹۸، این بخش حدود ۱۰٪ از تولید ناخالص داخلی، ۱۸٪ اشتغال و بیش از ۱۵٪ صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده است (۷). یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی ایران، نوسانات قیمت محصولات کشاورزی است که نقش پررنگی را در اقتصاد ملی ایران ایفا می‌کند. قیمت‌ها، مهمترین تعیین کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله کنندگان، صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند به‌طوری‌که تصمیم کشاورزان برای تولید، درآمد حاصل از آن را تحت تاثیر قرار می‌دهند و باعث تغییر تقاضای مصرف‌کنندگان نیز می‌شوند (۲۸). اصلاح یارانه‌ها، تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات قیمت‌های جهانی در بازارهای مواد غذایی و نفت سبب شده است که شاخص قیمت محصولات کشاورزی در ایران که ضروری‌ترین ابزار برای اندازه‌گیری نرخ تورم در اقتصاد می‌باشد از ۰/۳۳ درصد در سال ۱۳۷۰ به ۲۵ درصد در سال ۱۳۹۵ برسد. مصرف انرژی در بخش کشاورزی و شاخص قیمت واقعی کشاورزی بین سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۹۵ در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱- مصرف انرژی در بخش کشاورزی و شاخص قیمت واقعی محصولات کشاورزی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۰ (میلیون تن معادل نفت خام)

Figure 1- Energy consumption of agriculture and agricultural commodities real price index in Iran over the period 1991-2016 (million ton of Crude Oil Equivalent (COE))

همانطور که شکل ۱ نشان می‌دهد، مصرف انرژی در بخش کشاورزی در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۷۶، ۱۳۸۱ و طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ افزایش یافته است. همچنین آمار نشان می‌دهد مصرف انرژی در کل بازه زمانی بسیار ناپایدار بوده است.

بخش مهم و استراتژیک کشاورزی ایران به دلیل تعاملات بازار جهانی، تحریم‌های بین‌المللی و افزایش تقاضا ناشی از رشد جمعیت، وقوع خشکسالی، نوسانات قیمت نفت، کاهش تولید جهانی غذا و افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی، با چالش‌های جدی روبرو است. به عنوان مثال، در تولید برخی از نهاده‌های مورد نیاز بخش کشاورزی مانند کودها و سموم شیمیایی محدودیت‌هایی وجود دارد که سبب می‌شود نیمی از آنها از طریق واردات تأمین گردد. از طرف دیگر، با توجه به اینکه بخش‌های پتروشیمی و کشاورزی بیشترین وابستگی را به انرژی، بخصوص مشتقات نفت، دارند، بنابراین در این راستا قیمت نهاده‌های کشاورزی به ویژه انرژی از عوامل تاثیرگذار در شاخص بهای محصولات کشاورزی محسوب می‌شوند. بدیهی است روند افزایشی در قیمت محصولات کشاورزی بالطبع باعث کاهش امنیت غذایی می‌شود. از این رو، سیاستگذاران حساسیت زیادی نسبت به تغییرات قیمت محصولات کشاورزی از خود نشان می‌دهند. لذا با توجه به اهمیت نهاده‌های کشاورزی به ویژه انرژی و ارتباط مستقیم آن با امنیت غذایی، یکی از مسائلی که همواره در بازار محصولات کشاورزی در کشورها و از جمله ایران مطرح می‌باشد، ارتباط انرژی و محصولات کشاورزی است. بر همین اساس در سال‌های اخیر تحقیقات زیادی به بررسی مسئله انرژی و غذا پرداخته‌اند که در ادامه به برخی از این مطالعات که در راستای اهداف این مطالعه می‌باشد، اشاره شده است. در مطالعات خارجی اخیراً، یودا و کونیمیتسو (۳۵) تأثیر منابع انرژی فسیلی را بر قیمت جهانی مواد غذایی بررسی کردند.

یافته های آنها شواهدی قوی از رابطه بین بخش‌های مکانیزه کشاورزی (گندم، الیاف گیاهی و ماهیگیری) و بخش نفت جهان را نشان دادند. تقی زاده حصاری و همکاران (۳۲) روابط بین قیمت انرژی و قیمت مواد غذایی را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پانل (Panel-VAR) برای کشورهای منتخب آسیایی بررسی کردند. یافته های آنها نشان داد که قیمت نفت تأثیر بسزایی در قیمت مواد غذایی دارد. شهو و همکاران (۳۰) رابطه نامتقارن بین شوک‌های قیمت نفت و قیمت مواد غذایی را در کوتاه مدت و بلند مدت با استفاده از تحلیل مدل خودرگرسیون با وقفه های گسترده غیرخطی[1] (NARDL) در نیجریه نشان داد. اُلاسونکانمی و اُلادل (۲۷) با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده غیرخطی شواهد محکمی از تأثیر نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی را در نیجریه یافتند. المعادید و همکاران (۳) سعی در بررسی ارتباط بین قیمت مواد غذایی و انرژی داشتند. نتایج برآورد مدل VAR-GARCH)(۱،۱) روابط معنی‌داری بین غذا و قیمت نفت و اتانول را نشان داد. ماووجی (۲۰) تأثیر شوک های انرژی و آب و هوایی را بر قیمت مواد غذایی در اوگاندا مطالعه کرد. آنها یک رابطه طولانی مدت بین قیمت مواد غذایی و قیمت انرژی پیدا کردند. مک فارلان (۲۱) سعی کرد با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری برای دو دوره هفت ساله متوالی (بین ۱۹۹۹ و ۲۰۰۵ و ۲۰۱۲-۲۰۰۶)، روابط بین قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی انتخاب شده (ذرت، گندم و شکر) را در ایالات متحده بررسی کند. این مطالعه شواهد محکمی از همگرایی بین قیمت‌ها را در هر دو سری، ارائه کرد. کابریرا و شولز (۵) قیمت و خطر نوسانات ناشی از ارتباط بین انرژی و قیمت محصولات کشاورزی را در آلمان از طریق همبستگی پویای نامتقارن با رویکرد GARCH ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که در بلند مدت، قیمت‌ها با هم تغییر و تعادل را حفظ می‌کنند، در حالی‌که همبستگی‌ها با شوک‌های مداوم بازار اغلب مثبت بودند. نووکو و همکاران (۲۶) با استفاده از مدل VAR در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰، تأثیر قیمت نفت در نوسانات قیمت مواد غذایی در نیجریه را مطالعه کردند. آنها شواهدی از رابطه مثبت و قابل توجه کوتاه مدت بین قیمت نفت و نوسان قیمت مواد غذایی یافتند. کُیرالا و مهل هورن (۱۸) وابستگی بین قیمت محصولات کشاورزی و قیمت انرژی را تجزیه و تحلیل کردند و همبستگی مثبت و رابطه معنی‌دار بین قیمت نفت و مواد غذایی را یافتند. ابراهیم (۱۳) برای بررسی ارتباط بین قیمت مواد غذایی و نفت در مالزی از مدل NARDL استفاده کرد. نتایج نشان داد که در بلند مدت، رابطه معناداری بین افزایش قیمت نفت و قیمت مواد غذایی وجود دارد، اما هیچ ارتباطی بین کاهش قیمت نفت و قیمت مواد غذایی وجود ندارد.

از طرف دیگر، برخی تحقیقات نشان می‌دهند که هیچ ارتباط مستقیمی بین قیمت نفت و محصولات کشاورزی وجود ندارد (مانند پیندیک و روتمبرگ (۲۹)، اَبوت و همکاران (۱)، گیلبرت (۹) و ژانگ و همکاران (۳۸)). به عنوان مثال، گاردی بروک و هرنانـدز (۸) تأثیر نوسانات قیمت نفت را در بازارهای کشاورزی در ایالات متحده بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۷ بیان کردند. آنها با استفاده از رویکرد چند متغیره GARCH نشان دادند که نوسانات قیمت ذرت ایالات متحده به قیمت انرژی بستگی ندارد. همچنین جیرانیاکول (۱۵) در مطالعه خود نتوانست رابطه طولانی مدت بین نوسانات قیمت نفت و قیمت مصرف کننده محصولات کشاورزی را در تایلند نشان دهد. عبد العزیز و همکاران (۲) دریافتند که نوسان منفی قیمت نفت تأثیر مهمی بر قیمت مواد غذایی ندارد. اخیراً، می یر و همکاران (۲۳) با استفاده از مدل پانل NARDL شواهدی از ارتباط معنی‌دار و مثبت بین افزایش قیمت نفت و قیمت مواد غذایی یافتند. اما آنها نشان دادند که هیچ ارتباطی بین کاهش قیمت نفت و قیمت مواد غذایی وجود ندارد.

همچنین در مطالعات داخلی، رابطه بین قیمت محصولات کشاورزی و شوک نفتی در ایران، از طریق رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده غیر خطی (NARDL) بررسی و عدم تقارن در کوتاه مدت و بلند مدت نشان داده شد (۳۴). در مطالعه دیگری نیز عوامل موثر بر قیمت مواد غذایی با تاکید بر شوک‌های نفتی، با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات بررسی شده است (۱۴). همچنین، در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت، با استفاده از مدل غیر خطی GARCH و مدل VECM پرداخته شده است. آنها نشان دادند که اثر شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده این دو بخش نامتقارن است و همچنین ارزش افزوده بخش صنعت بیش از بخش کشاورزی از شوک‌های منفی نفتی متاثر می‌شود (۳۶).

اگر چه قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران به وسیله دولت انجام و با اعمال سیاست‌های حمایتی همواره پایین‌تر از سطح واقعی بوده است، اما باید توجه داشت که میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی با تبعیت از سیاست‌هایی همچون برقی کردن چاه‌ها و بویژه گسترش تولیدات گلخانه‌ای افزایش یافته و لذا بر اساس اصول اقتصاد تولید انتظار می‌رود تغییرات مصرف این نهاده مهم بر میزان تولیدات کشاورزی و قیمت آنها اثرگذار باشد. لذا در مطالعه حاضر، رابطه مصرف انرژی با تورم قیمت محصولات کشاورزی در ایران بررسی شده است. بررسی ادبیات و پیشینه موضوع، بیانگر فقدان آشکار مطالعات در زمینه ارتباط بین انرژی و تورم بخش کشاورزی ایران می‌باشد. مروری بر تحقیقات تجربی نشان می‌دهد که در بیشتر مطالعات، از روش‌های خطی جهت بررسی اثر انرژی بر سایر متغیرها استفاده شده است که قادر به نشان دادن تأثیر نامتقارن قیمت انرژی بر قیمت محصولات کشاورزی نبوده‌اند. همچنین، در مطالعاتی که از

1- Nonlinear autoregressive distributed lag model

روش‌های غیرخطی استفاده کرده‌اند تنها شوک‌های متغیر به صورت برون زا مورد بررسی قرار گرفته است. یکی از رایج‌ترین مدل‌های غیر خطی که در این زمینه به کار می‌رود مدل مارکوف-سوئیچینگ می‌باشد. مدل مارکوف-سوئیچینگ یک مدل سری زمانی غیرخطی معروف است که شامل معادلات متعددی است و می‌تواند رفتارهای سری زمانی را در رژیم‌های مختلف مشخص کند. این مدل برای توصیف داده‌های همبسته که الگوهای پویای متمایزی را در طول دوره‌های مختلف نشان می‌دهند مناسب است. بنابراین، با توجه به حساسیت امنیت غذایی و تأثیر مصرف انرژی، هدف اصلی این مقاله توسعه یک مدل اقتصادی و کسب بینشی قابل اعتماد از رفتار مصرف انرژی بر تورم کشاورزی با استفاده از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ است.

مواد و روش‌ها

رویکرد مارکوف-سوئیچینگ

در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در حالت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند (۲۲). مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک حالت به حالت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک حالت به حالت دیگر به صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های اتورگرسیو انتقال هموار (STAR)[1] و شبکه مصنوعی (ANN)[2]) در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف-سوئیچینگ می‌باشد. مدل مارکوف-سوئیچینگ یکی از مدل‌های سری زمانی غیرخطی است که توسط همیلتون (۱۱) پیشنهاد شده است. در این مدل فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرایند غیر قابل مشاهده (s_t) دارد. این متغیر از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند. به عبارت دیگر مقدار متغیر s_t در دوره t تنها به مقدار آن در دوره t-1 بستگی دارد. می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر y_t را به صورت معادله (۱) بیان کرد:

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_1, & s_t = 1 \\ c_2 + \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_2, & s_t = 2 \end{cases} \quad (۱)$$

وقتی s_t فرایند مارکوف را دنبال می‌کند، این مدل را مدل مارکوف-سوئیچینگ می نامند. با فرض اینکه متغیر سری زمانی y دارای m رژیم ممکن است که توسط متغیر غیرقابل مشاهده s_t مشخص می‌شود. یک مدل خود رگرسیون مارکوف-سوئچینگ (MS-AR) از رژیم‌ها با یک فرآیند AR با مرتبه p به شرح زیر تبیین می‌شود.

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{p}\left(\beta_{ij} y_{t-j}\right) + u_{it}\right] I(s_{t=i}) \quad (۲)$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

همچنین، $u_t \approx N(0, \sigma^2)$ می‌باشد و s_t نتیجه یک زنجیره مارکوف با N رژیم است و s_t برای همه tها مستقل از u_t است. در مدل ماکوف-سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t به صورت مشترک توسط ویژگی‌های ε_t و متغیر s_t تعیین می‌شود. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات انتقال متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف، این احتمالات را نشان می‌دهد:

$$pr[s_t = j | s_{t-1}, s_{t-2} = k, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (۳)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال[3] نشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت رابطه (۴) است:

$$\begin{pmatrix} pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) \\ pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) & pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \quad (۴)$$

که در آن $p_{ij}(i, j = 1,2)$، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به طوری‌که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ است. خلاصه مدل‌های MS-AR در جدول ۱ ارائه شده است (۱۹).

با ترکیب حالت‌های مختلف، می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد که در آن امکان وابستگی اجزای مختلف به رژیم‌ها وجود دارد. بنابراین، برای آن که بتوان بهترین مدل را از میان مدل‌های فوق انتخاب کرد، استراتژی انتخاب مدل به صورت زیر خواهد بود:

۱- تعیین خطی بودن با غیر خطی بودن الگوی داده‌ها با استفاده از آزمون BDS

۲- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای حاضر در مدل با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز برای تمام حالت‌های ممکن مدل مارکوف-سوئیچینگ (حالت‌های مذکور در جدول ۱)

1- Smooth Transition Autoregressive
2- Artificial Neural Network
3- Transition Probability Matrix

۳- تعیین تعداد رژیم‌ها برای حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز

۴- مقایسه حالت‌های تخمین زده شده بر مبنای سه ویژگی (داشتن بیشترین ضرایب معنادار (به ویژه اجزای وابسته به رژیم)، داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی و داشتن حداقل واریانس جملات اخلال)

۵- انتخاب مدل بهینه بر مبنای ویژگی‌های فوق (۱۶).

جدول ۱- حالت‌های مختلف مدل MS-AR

Table 1– Types of MS-AR Model

		MSM		MSI	
		میانگین متغیر Mean varying	میانگین ثابت Mean invariant	عرض از مبداء متغیر Intercept varying	عرض از مبداء ثابت Intercept invariant
پارامتر خودتوضیح ثابت Autoregressive Parameters invariant	واریانس ثابت Heteroskedasiticity invariant	MSM-AR	Linear MAR	MSI-AR	Linear AR
	واریانس متغیر Heteroskedasiticity varying	MSMH-AR	MSH-MAR	MSIH-AR	MSH-AR
پارامتر خودتوضیح متغیر Autoregressive Parameters varying	واریانس ثابت Heteroskedasiticity invariant	MSMA-AR	MSA-MAR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر Heteroskedasiticity varying	MSMAH-AR	MSAH-MAR	MSIAH-AR	MSAH-AR

آزمون غیرخطی BDS

آزمون ناپارامتری BDS توسط براک و همکاران (۴) به منظور بررسی همبستگی متوالی و ساختار غیرخطی موجود در یک سری زمانی بر مبنای مجموع همبستگی معرفی گردید. در این روش، سری زمانی اسکالر x_t که دارای طول N و ابعاد m می‌باشد، در نظر گرفته و سری جدید X_t به صورت $X_t = (x_t, x_{t-\tau}, \dots, x_{t-(m-1)_\tau}), X_t \in R^m$ تولید می‌شود. در شرایط فرض صفر سری زمانی x_t آماره BDS برای $m > 1$ به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$BDS_{m.M}(r) = \sqrt{M}\ \frac{c_m(r) - c_1^r(r)}{\sigma_{m.M}(r)} \qquad (۵)$$

که در آن $M=N-(m-1)$، τ تعداد نقاط محاط در فضای m بعدی، r شعاع کره‌ای به مرکز X_i، $C_m(r)$ مقادیر ثابت که توسط گراسبرگر و پروشیا (۱۰) ارائه شده است. این آزمون به خوبی جهت ارزیابی وجود یک فرایند غیرخطی کلی در سری زمانی انجام می‌گیرد. به دلیل آنکه آماره BDS دارای توزیع Z می‌باشد برای تصمیم‌گیری در مورد این آزمون از مقادیر بحرانی آماره Z در سطح معنی‌داری ۵٪ و ۱۰٪ و مقایسه آن با آماره محاسباتی استفاده می‌شود. همچنین درصورت انجام آزمون بر روی پسماند مدل‌های خطی، فرضیه آزمون به صورت زیر است:

H_0: فرایند خطی سری زمانی

H_1: مدل غیرخطی است

به منظور اطلاعات بیشتر در مورد این آزمون، می‌توان به مطالعه وانگ و همکاران (۳۷) رجوع کرد.

بنابراین به دنبال مدل نظری فوق، برای تخمین اثرات نوسانات مصرف انرژی و سایر عوامل موثر بر قیمت محصولات کشاورزی، از یک مدل اقتصادسنجی تجربی (معادله (۶)) استفاده می‌کنیم.

$$API_t = a_{s_t} + \beta_1 PPI_{s_t} + \beta_2 FPI_{s_t} + \beta_3 EC_{s_t} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در اینجا متغیر API شاخص قیمت محصولات کشاورزی را نشان می‌دهد، PPI و FPI به ترتیب بیانگر شاخص قیمت سموم شیمیایی و شاخص قیمت کود شیمیایی می‌باشد و EC نشان دهنده مصرف انرژی است. برای تخمین این معادله، مدل MS-AR اجرا گردید و برای سنجش قابلیت اطمینان نتایج برآوردی، از برخی آزمون‌های اولیه مانند آزمون ریشه واحد استفاده شده است.

داده‌ها

در این مطالعه برای بررسی ارتباط بین مصرف انرژی و تورم کشاورزی در ایران، از داده‌های فصلی ۲۶ سال (از سه ماهه اول سال ۱۳۷۰ تا سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۵) و مدل غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ استفاده شده است. داده‌های این تحقیق از اداره آمار

اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت نیرو جمع‌آوری شده و کلیه تخمین‌های این مطالعه توسط نرم‌افزارهای EViews 10 و OxMetrics 7 انجام گرفته است.

آمار توصیفی متغیرها طی سال‌های ۱۳۷۰–۱۳۹۵ نشان می‌دهد که شاخص قیمت کشاورزی (API) با میانگین ۱۰۳/۷، حداکثر مقدار ۱۲۱/۴ و حداقل مقدار آن ۶۷/۲۶ است. همچنین، میزان مصرف انرژی (EC) دارای نوسانات ۰/۱۳۶ میلیون تنی است که نشان دهنده برخی شوک‌ها بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ است و محدوده مقادیر آن از ۰/۵۶ تا ۱/۱۱۷ میلیون تن می‌باشد. خلاصه آمار توصیفی در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲- آمار توصیفی متغیرها طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۰

Table 2– Descriptive statistics of variables during 1991-2017

متغیر Variable	نماد Symbol	واحد unit	میانگین Mean	حداکثر Maximum	حداقل Minimum	انحراف معیار Std. Dev
شاخص قیمت مصولات کشاورزی Agricultural Price Index	API	-	103.7	121.4	67.26	6.29
شاخص قیمت سموم کشاورزی Pesticide Price Index	PPI	-	131.8	234.18	72.79	33.27
شاخص قیمت کود شیمیایی Fertilizer Price Index	FPI	-	69.9	173.41	9.58	32.29
مصرف انرژی Energy Consumption	EC	میلیون تن معادل نفت خام Million tone COE	0.85	1.117	0.56	0.136

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

نتایج و بحث

این بخش به بیان مهمترین یافته‌های تحقیق اختصاص می‌یابد. از آنجا که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، لازم است که ایستایی متغیرها بررسی شود. در بیشتر مطالعات سری‌های زمانی، وجود ریشه واحد در متغیرهای سری‌های زمانی ممکن است منجر به نتایج رگرسیون‌های جعلی شود و از این رو نتایج به دست آمده گمراه کننده است. به همین دلیل در مطالعات تجربی سری‌های زمانی، قبل از هر گونه تخمین و تحلیل‌های اقتصادسنجی، ریشه واحد متغیرهای مدل، مورد آزمون قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحد فصلی هِگی (HEGY) متداولترین آزمون برای بررسی ریشه واحد داده‌های فصلی می‌باشد. این آزمون از چارچوب کلی دیکی–فولر پیروی می‌کند و ریشه واحد فصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف (فرکانس‌های فصلی و فرکانس صفر) بررسی می‌نماید؛ اما نکته قابل توجه در بررسی‌ها نشان می‌دهد که عدم توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری‌های زمانی از یک سو و وجود تغییرات ساختاری در رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصادی از سوی دیگر، منجر به نتایج گمراه کننده می‌شود. با توجه به مطالعات اقتصادی، در صورتی که متغیر مورد بررسی تغییرات ساختاری داشته باشد، آزمون ریشه واحد معمولی که در آن‌ها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود ندارد، تعداد دفعات رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را کاهش می‌دهد. بنابراین در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد غیر خطی برای برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شد که نتایج آن در جداول ۳، ۴ و ۵ آورده شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد KSS

Table 3- KSS unit root tests results

متغیر Variable	درجه همبستگی Autocorrelation Degree	آماره آزمون t-KSS	آمارهt t-statistic	احتمال Probability
API	1	3.03	1.68	0.0026*
PPI	7	-1.97	1.9	0.049*
FPI	9	-1.9	1.9	0.036*
EC	12	4.80	1.9	0.000*

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار ایویوز ۱۰

Source: Authors' estimates using Eviews10

نکته: * نشان دهنده معنی داری در سطح ۵ ٪ می‌باشد

Note: * denote significance at 5% level

تمامی متغیرها الگاریتیم طبیعی هستند

All variables are in natural logarithm

جدول ۴- نتایج آزمون زیوت و اندروز با یک شکست ساختاری

Table 4- Result of Zivot and Andrews one-break test

سری زمانی Series	وقفه‌ها Lags included#	آماره آزمون t-statistics	شکست ساختاری Break season
API	8	-4.70*	2005:2
PPI	0	-4.61*	1995:3
FPI	0	-4.59*	2009:4
EC	9	-4.32*	2010:2

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار ایویز ۱۰

Source: Authors' estimates using Eviews10

نکته: تمامی متغیرها لگاریتم طبیعی می‌باشند.

Note: All variables are in natural logarithm

وقفه‌ی سری‌های زمانی از طریق آماره آزمون انتخاب شدند.

Lags for the difference of the series selected via t-test

* نشان دهنده معنی داری در سطح ۵٪ است.

* denote statistical significance at 5% level.

جدول ۵- نتایج آزمون لی و استرزیسیچ با دو شکست ساختاری

Table 5- Result of Lee and Strazicich two-break test

سری زمانی Series	آماره آزمون t-statistics	شکست ساختاری Breaks	
API	-5.46**	2001:1	2014:1
PPI	-5.16**	1995:1	1997:2
FPI	-4.82**	2004:1	2011:2
EC	-4.88**	2011:2	2013:3

مأخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار ایویز ۱۰

Source: Authors' estimates using Eviews10

نکته: تمامی متغیرها لگاریتم طبیعی می‌باشند.

Note: All variables are in natural logarithm

* و ** بترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح ۱۰٪ و ۵٪ می‌باشند.

* and ** denote statistical significance at 10% and 5% levels, respectively

نتایج آزمون KSS[1] در جدول ۳ نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای API، PPI، FPI و EC فرضیه صفر که دلالت بر ناایستایی و یا وجود ریشه واحد در متغیرها دارد را رد می‌کنند. در ادامه نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز[2] و آزمون لی و استرزیسیچ[3] با در نظر گرفتن شکست ساختاری برای متغیرهای مورد مطالعه در جداول ۴ و ۵ ارائه شده است.

نتایج آزمون زیوت و اندروز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با یک شکست ساختاری برای تمامی متغیرها رد می‌گردد. همچنین نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازییسیچ در جدول ۵ گویای آن است با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، همه متغیرها ایستا می‌باشند. لذا این سری‌های زمانی به صورت غیرخطی ایستا می‌باشند و نیازی به بررسی وجود ارتباط بلندمدت براساس آزمون‌های همجمعی وجود ندارد. پس از بررسی ریشه واحد غیرخطی، در مرحله بعدی، آزمون غیرخطی بودن BDS روی باقیمانده‌های مدل خطی انجام گردید. نتایج این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

مطابق جدول ۶، فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵٪ رد می‌شود، که نشان دهنده غیرخطی بودن ساختار مدل است. بنابراین، آزمون BDS وجود غیرخطی بودن در باقی مانده‌ها را تأیید می‌کند. در مرحله آخر، نتایج مدل با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ استخراج گردید. برای این منظور، با استفاده از آماره‌های آکائیک[4] و همچنین آزمون نسبت درستنمایی[5] (LR) تعداد بهینه وقفه و رژیم‌ها تعیین شدند. ابتدا مدل‌های مختلف MS تخمین زده شد و در نهایت از بین مدل‌های مختلف، مدلی که دارای حداقل آماره آکائیک بود به عنوان بهترین مدل انتخاب گردید.

مدل MSIAH (2)- AR (5) با کمترین آماره آکائیک (۴/۱۲۶-) و بالاترین نسبت درستنمایی (۲۲۶/۴۱۸) انتخاب شد. پس از برآورد و انتخاب مدل، سپس مدل MSIAH (2)-AR (5) از نظر برقرار بودن فروض کلاسیک مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۹). همچنین، آزمون LR نشان داد که می‌توان فرضیه خطی بودن مدل را به نفع مدل سوئیچینگ مارکوف رد کرد.

طبق این مدل، نرخ تورم کشاورزی در طول دوره به دو رژیم طبقه بندی می‌شود. در جدول ۹، پارامترهای مدل MS با استفاده از حداکثر احتمال راستنمایی برآورد شده است و تقریباً، تمام ضرایب برآورد شده، در سطح معنادار هستند. از آنجا که آزمون LR-χ2 برابر با ۳۹/۷۵۰ است و مقدار p آماره DAVIES کمتر از ۰/۰۵ است، رابطه غیر خطی بین متغیرها تأیید شد.

1- Kapetanios, Shin and Shell

2- Zivot and Andrews

3- Lee and Strazicich

4- Akaike information criterion

5- Likelihood Ratio

جدول ۶- نتایج آزمون BDS

Table 6- Result of BDS test

اندازه Dimension	احتمال Prob	آماره z Z-statistics	خطای معیار Std. Error	آماره آزمون BDS Statistic
2	0.00	8.302	0.007	0.061
3	0.00	11.618	0.011	0.136
4	0.00	12.926	0.014	0.182
5	0.00	14.510	0.014	0.214
6	0.00	16.761	0.014	0.241

مأخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار ایویز ۱۰ — Source: Authors' estimates using Eviews10

جدول ۷- نتایج وقفه و رژیم براورد شده برای مدل مارکوف-سوئیچینگ

Table 7- Results of estimated lag and regime for MS models

تعداد رژیم Number of regimes	مدل مارکوف-سوئیچینگ Model [MS-AR]	تعداد وقفه Number of lags	آزمون نسبت درستنمایی Log likelihood	آماره آکائیک AIC
2	MS(2)-AR(1)	1	189.580	-3.46
	MS(2)-AR(2)	2	206.335	-3.77
	MS(2)-AR(3)	3	209.411	-3.829
	MS(2)-AR(4)	4	211.905	-3.898
	MS(2)-AR(5)	5	221.372*	-4.068*
3	MS(3)-AR(1)	1	215.939	-3.998
	MS(3)-AR(2)	2	221.210	-4.044
	MS(3)-AR(3)	3	217.298	-3.884
	MS(3)-AR(4)	4	218.510	-3.870
	MS(3)-AR(5)	5	220.943	-3.998

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار اُایکس متریکس ۷ — Source: Author's estimates using PcGive in OxMetrics 7

* نشان دهنده جواب بهینه انتخاب شده می‌باشد. — [Note the asterisk * denotes the chosen model]

جدول ۸- نتایج تعیین حالت بهینه مدل مارکوف-سوئیچینگ

Table 8- Determination the optimal type of Markov Switching model

مدل مارکوف-سوئیچینگ	آماره آکائیک	
	AIC	
MS-AR(5)	۲ رژیم	۳ رژیم
	Regime 2	Regime 3
MSI-AR(5)	-3.423	-3.745
MSMH-AR(5)	-3.647	-3.568
MSIA-AR(5)	-4.119	-4.027
MSMA-AR(5)	-3.436	-3.442
MSIH-AR(5)	-4.119	-4.025
MSIAH-AR(5)	-4.126*	-4.060
MSAH-AR(5)	-3.972	-4.054

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار اُ ایکس متریکس ۷ — Source: Author's estimates using PcGive in OxMetrics 7

* نشان دهنده جواب بهینه انتخاب شده می‌باشد — [Note the asterisk * denotes the chosen model]

با توجه به نتایج تخمین مدل فوق در جدول ۹، عرض از مبدأ رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است و از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان ادعا کرد که رژیم اول نشان دهنده نرخ رشد تورم پایین است و رژیم دوم، نرخ رشد تورم بالا را نشان می‌دهد. نتایج بیانگر آن است که بیشتر ضرایب با تغییر رژیم تغییر کرده‌اند. در رژیم اول (نرخ تورم پایین)، FPI ،PPI و EC بر API تأثیر گذاشته‌اند و در رژیم دوم (رژیم تورم بالا) فقط PI و EC بر API تأثیر گذاشته‌اند. علاوه بر این، متغیر مصرف انرژی (EC) از نظر آماری در همه رژیم‌ها معنادار است و در هر دو رژیم، تورم کشاورزی و مصرف انرژی همبستگی منفی وجود دارد که تأثیر انرژی در رژیم اول قویتر از رژیم دیگر است. بنابراین، نتایج تأیید می‌کند که تأثیر EC بر API نامتقارن است. این یافته‌ها با نتایج مطالعات اُلاسونکانمی و اُلادل

(۲۷)، شهو و همکاران (۳۰) و تقی زاده حصاری و همکاران (۳۲) مطابقت دارد. در رژیم اول، ضریب EC منفی و برابر با ۰/۱۲۸- است که از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنی‌دار است و نشان دهنده افزایش EC و در نهایت کاهش API می‌باشد. به عبارت دیگر، با فرض اینکه سایر شرایط ثابت است، اگر مصرف انرژی یک درصد افزایش یابد، نرخ تورم کشاورزی در طول دوره به طور متوسط ۰/۱۲۸ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۹- نتایج مدل MSIAH(2) – AR (5) در دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۰

Table 9- Estimation results of MSIAH (2) – AR (5) model for the period 1991(2) – 2017(1)

	رژیم ۱ Regime 1		رژیم ۲ Regime 2	
	ضرایب Coefficient	سطح احتمال P-value	ضرایب Coefficient	سطح احتمال P-value
Constant	3.361**	0.000	4.754**	0.000
API(-1)	0.719**	0.000	0.638**	0.000
API(-2)	-0.384**	0.001	-0.315**	0.003
API(-4)	-0.144**	0.025	0.195**	0.038
API(-5)	-0.140**	0.001	-0.518**	0.000
PPI	0.151**	0.000	-0.026*	0.058
FPI	0.072**	0.000	-0.002	0.838
EC	-0.128**	0.001	-0.067**	0.014
σ^2	0.015	0.0019	0.024	0.002
Log likelihood	224.248			
AIC	-4.126			
LR-test χ2	39.750 (0.000)			
DAVIES	0.000			
Portmanteau test χ2 (12 lags)	19.236 (0.069)			
Normality test χ2	0.268 (0.874)			
ARCH 1-1 test	0.0047 (0.45)			

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار اُ ایکس متریکس ۷ Source: Author's estimates using PcGive in OxMetrics 7

* و ** نشان دهنده معنی داری در سطوح ۵ و ۱۰ درصد * and ** denote statistical significance at 10% and 5% levels, respectively.

همچنین در رژیم دوم، ضریب EC منفی و برابر با ۰/۰۶۷- است که از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنادار است و نشان دهنده کاهش API به دلیل افزایش EC می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت، با این فرض که سایر شرایط بدون تغییر باشد، اگر مصرف انرژی یک درصد افزایش یابد، نرخ تورم کشاورزی در طول دوره مورد بررسی در رژیم دوم به طور متوسط ۰/۰۶۷- درصد کاهش می‌یابد. لذا، نتایج مدل با انتظارات نظری مطابقت دارد که بیانگر تأثیر نهاده‌ها (به استثنای شاخص قیمت کود در رژیم دوم) بر تورم کشاورزی است. قسمت جالب نتایج مدل مارکوف-سوئیچینگ، ماتریس احتمالات انتقال است که احتمال انتقال از یک رژیم در زمان t به رژیم دیگر در زمان t + 1 را نشان می‌دهد که در جدول ۱۰ ارائه شده است.

در ماتریس فوق، نتایج ۰/۸۷ و ۰/۹۳ احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم براوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است. نتایج نشان می‌دهد که فقط یک واقعه شدید می‌تواند سبب تغییر وضعیت شود.

جدول ۱۰- نتایج احتمال انتقالات مدل مارکوف-سوئیچینگ

Table 10- Results of Transition probability MS-AR

احتمال انتقالات **Transition probability**	رژیم اول Regime 1	رژیم دوم Regime 2
Regime 1	0.874	0.07
Regime 2	0.126	0.93

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار اُ ایکس متریکس ۷ Source: Author's estimates using PcGive in OxMetrics 7

جدول ۱۱- طبقه‌بندی رژیم‌ها: مشاهدات دو رژیم در دوره زمانی (۴)۱۳۹۵-(۱)۱۳۷۰ (براساس احتمالات هموارسازی شده)

Table 11- Regime Classification: Episodes of two regimes for the period 1991(2) – 2017(1) (Smoothed Probabilities)

دوره Period			کل Total
رژیم اول **Regime 1**	فصل‌ها Quarters	میانگین احتمال Average Probability	
1992(3)-1992(4)	2	0.974	36 quarters (36.36%) with an average duration of 9 quarters.
1999(3)-2003(1)	15	0.949	
2008(3)-2010(4)	10	0.990	
2013(3)-2015(3)	9	0.994	
رژیم دوم **Regime 2**	فصل‌ها Quarters	میانگین احتمال Average Probability	
1993(1)-1999(2)	26	0.989	63 quarters (63.64%) with an average duration of 15.75 quarters.
2003(2)-2008(2)	21	0.868	
2011(1)-2013(2)	10	0.991	
2015(4)-2017(1)	6	0.950	

ماخذ: براورد نویسندگان با استفاده از نرم افزار اُ ایکس متریکس ۷

Source: Author's estimates using PcGive in OxMetrics 7

نتایج جدول ۱۱ نشان می‌دهد که تعداد دوره‌های رژیم اول نسبت به رژیم دیگر در دوره زمانی مورد بررسی کمتر است. علاوه بر این، با توجه به نتایج برآوردی، در طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰، سیاست حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی از سال ۱۳۸۹ در ایران اجرا شده است، که در رژیم نرخ تورم بالا رخ داده است و سبب کاهش بیشتر مصرف انرژی در رژیم دوم شده است. همراه با این سیاست، خشکسالی‌های پی در پی نیز در این دوره اتفاق افتاده است. دوره‌های خشکسالی متوالی بین سال‌های (۱)۱۳۷۸-(۱)۱۳۷۱، (۱)۱۳۸۷-(۱)۱۳۸۲ و (۱)۱۳۹۲-(۴)۱۳۸۹ است [به جدول ۱۱ مراجعه کنید]. به همین دلیل است که با افزایش قیمت کشاورزی به دلیل کاهش تولید در این دوره‌ها، ضریب قیمت سموم دفع آفات در رژیم دوم (رژیم نرخ تورم بالا) منفی شده است.

بر اساس نتایج جدول ۱۱، در طول دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۰، نرخ تورم کشاورزی در رژیم اول و دوم به ترتیب در ۳۶ فصل و ۶۳ فصل بوده است. این بدان معنی است که بیشتر نوسانات تورم کشاورزی در نرخ تورم بالا بوده است. علاوه بر این، نتایج مدل MS-AR تأیید کرد تورم کشاورزی تحت تأثیر شاخص قیمت سموم دفع آفات، شاخص قیمت کود و مصرف انرژی قرار دارد که همگی تأثیر منفی یا مثبت قابل توجهی بر آن دارند. همچنین احتمال باقی ماندن در نرخ تورم بالا بیش از نرخ تورم پایین است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که عدم تقارن در نرخ رشد تورم کشاورزی وجود دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به طور کلی، عدم تقارن در نوسانات قیمت باعث توجه بیشتر به مدل‌های غیرخطی برای استخراج و بررسی انتقال قیمت و رابطه بین بازارهای مختلف شده است. مدل مارکوف-سوئیچینگ یکی از محبوب‌ترین مدل‌های غیرخطی است که در این زمینه استفاده می‌شود. این مطالعه رابطه بین قیمت نهاده‌های کشاورزی، به ویژه مصرف انرژی و تورم کشاورزی ایران را در دوره (۴)۱۳۹۵-(۱)۱۳۷۰ بررسی کرده است. برای این منظور، مدل MSIAH (2) -AR (5) براورد شد، همچنین برای شناسایی تأثیر انرژی بر تورم کشاورزی، از داده‌های مصرف انرژی استفاده گردید. از نتایج مدل می‌توان نتیجه‌گیری زیر را انجام داد:

- بر اساس نتایج آزمون BDS و آزمون LR-$\chi2$، مدل غیر خطی برای تحلیل رابطه بین قیمت نهاده‌های کشاورزی و تورم کشاورزی نسبت به مدل خطی ترجیح داده می‌شود.
- نتایج مدل با مبانی نظری که اهمیت قیمت نهاده‌ها و مصرف انرژی بر تورم کشاورزی را نشان می‌دهد مطابقت دارد. همچنین این مطالعه همانند بیشتر مطالعات تجربی، نشان داده است که مصرف انرژی تأثیر منفی بر تورم کشاورزی دارد. به عبارت دیگر، می‌توان ادعا کرد که در طول دوره مطالعه، قیمت نهاده‌های کشاورزی از عوامل تأثیرگذار بر تورم کشاورزی بوده است.
- یافته‌ها نشان داد که رژیم‌های نرخ تورم پایین و نرخ تورم بالا پایدار هستند و تنها حوادث شدید می‌توانند سبب تغییر وضعیت رژیم‌ها شود.
- نتایج مدل MS نشان داد که تأثیر قیمت نهاده‌ها بر تورم کشاورزی در رژیم‌ها متفاوت است. در مورد انرژی، تأثیر مصرف انرژی بر تورم کشاورزی در رژیم نرخ تورم بالا کمتر از رژیم نرخ تورم پایین است زیرا حذف سیاست یارانه‌های انرژی در رژیم دوم (نرخ تورم بالا) اعمال شده است. بنابراین، نتایج نشان دهنده تأثیر نامتقارن شوک‌های مصرف انرژی بر تورم کشاورزی است.
- همچنین، تأثیر قیمت نهاده‌ها بر تورم کشاورزی بیانگر آن است

که کشاورزی ایران به طور قابل توجهی تحت تأثیر تغییرات قیمت نهاده‌ها قرار دارد. در این مطالعه، تغییرات قیمت نهاده‌ها ناشی از شوک‌های مختلفی مانند حذف یارانه‌های انرژی و خشکسالی بود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که حذف یارانه‌های انرژی و خشکسالی، به طور مستقیم و غیر مستقیم، از طریق قیمت نهاده‌ها می‌تواند بر تورم کشاورزی تأثیر بگذارد.

در پایان، پیشنهاد می گردد که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران باید به این عدم تقارن در نرخ رشد تورم کشاورزی توجه داشته باشند تا با استفاده از ابزارهای سیاست‌گذاری مناسب، ثبات قیمت در کشاورزی را تا حد ممکن افزایش دهند.

منابع

1- Abbott P.C., Hurt C., and Tyner W.E. 2008. What's Driving Food Prices? Issue Report. Farm Foundation, IL, USA. https://www.farmfoundation.org/wp-content/uploads/2018/09/IR-2011-Final-FoodPrices_web.pdf

2- Abdulaziz R.A., Rahim K.A., and Adamu P. 2016. Oil and food prices co-integration nexus for Indonesia: A non-linear autoregressive distributed lag analysis. International Journal of Energy Economics and Policy 6(1): 82-87.

3- Al-Maadid A., Caporale G.M., Spagnolo F., and Spagnolo N. 2017. Spillovers between food and energy prices and structural breaks. Journal of International Economics 150: 1–18.

4- Brock W.A., Dechert W.D., Scheinkman J.A., and LeBaron B. 1996. A test for independence based on the correlation dimension. Econometric Reviews 15(3): 197-235.

5- Cabrera B.L., and Schulz F. 2016. Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices. Energy Economics 54: 190–203.

6- CAEEDAC. 2000. A descriptive analysis of energy consumption in agriculture and food sector in Canada. Available at: http://www.usask.ca/agriculture/caedac/pubs/processing.pdf

7- CBI, 2018. Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Economic analysis report.

8- Gardebroek C., and Hernandez M. 2013. Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. Energy Economics 40: 119-129.

9- Gilbert C.L. 2010. How to understand high food prices. Journal of Agricultural Economics 61: 398–425.

10- Grassberger P., and Procaccia I. 1983. Measuring the strangeness of strange attractors. Physica D 9: 189-208.

11- Hamilton J.D. 1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica 57(2): 357–384.

12- Hatirli S.A., Ozkan B., and Fert K. 2005. An econometric analysis of energy input- output in Turkish agriculture. Renewable and Sustainable Energy Reviews 9: 608-623.

13- Ibrahim M.H. 2015. Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. Agricultural and Food Economics 3(2):1-14.

14- Javdan A., Pishbahar A., Haghighat J., and Mohammadrezaei R. 2017. Comparison of Linear and Non-Linear Models in Assessing the Global Food Price Pass-Through into Domestic Food Price in Iran. Agricultural Economics 10(4): 101-118. (In Persian with English abstract)

15- Jiranyakul, K. 2015. Oil Price Shocks and Domestic Inflation in Thailand. Munich Personal RePEc Archive No. 62797.

16- Kazeroni A., Asgharpur H., Mohammadpoor S., and Bahari S. 2012. The Asymmetric Effects of Real Exchange Rate Fluctuations on the Economic Growth of Iran: Markov – Switching Approach. Economic Journal 12(7and8): 5-26. (In Persian)

17- Kennedy S. 2000. Energy use in American agriculture. Available at: http://web.mit.edu/10.391J/www/proceedings/Agri-culture_Kennedy2000.pdf

18- Koirala K.H., and Mehlhorn J.E. 2015. Energy prices and agricultural commodity prices: testing correlation using copulas method. Energy 81: 430–436.

19- Krolzig H. 1997. Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis. Springer, Berlin.

20- Mawejje J. 2016. Food prices, energy and climate shocks in Uganda. Agricultural and Food Economics 4(1): 1–18.

21- McFarlane L. 2016. Agricultural commodity prices and oil prices: mutual causation. Outlook on Agriculture 45(2): 87–93.

22- Mehdiloo A., Sadeghi H., and Assari Arani A. 2015. Estimation of Non-Linearity Effect of Rent-Seeking Opportunities on Economic Growth in Iran: Using Markov-Switching Model. Economic Growth and Development Research 5(18): 11-30. (In Persian with English abstract)

23- Meyer D.F., Sanusi K.A., and Hassan A. 2018. Analysis of the asymmetric impacts of oil prices on food prices in oil-exporting developing countries. Journal of International Studies 11(3): 82-94.

24- Ministry of Agriculture Jihad, 2018. Ministry of Agriculture Jihad of the Islamic Republic of Iran, Agricultural Statistics Report.

25- MOE, 2016. Ministry of Energy, Energy Balance Sheets of the Country.

26- Nwoko I.C., Aye G.C., and Asogwa B.C. 2016. Effect of oil price on Nigeria's food price volatility. Cogent Food and Agriculture 2 (1): 1146057.
27- Olasunkanmi O.S., and Oladele K.S. 2018. Oil price shock and agricultural commodity prices in Nigeria: A non-linear autoregressive distributed lag (NARDL) approach. African Journal of Economic Review 6(2): 74-91.
28- Pejman N. 2012. Investigating the transfer of prices from farm to retail in saffron market: A case study of Fars province. PhD Thesis, Islamic Azad University, Marvdasht Branch, Faculty of Agriculture.
29- Pindyck R.S., and Rotemberg J.J. 1990. The excess co-movement of commodity prices. Economic Journal 100: 1173–1189.
30- Shehu A., Shsfii A.S., and Yau N.A. 2019. Asymmetric Effect of Oil Shocks on Food Prices in Nigeria: A Non-Linear Autoregressive Distributed Lags Analysis. International Journal of Energy Economics and Policy 9(3):128-134.
31- Singh J.M. 2000. On farm energy use pattern in different cropping systems in Haryana, India. [Ph.D. Thesis.], Germany, International Institute of Management, University of Flensburg.
32- Taghizadeh-Hesary F., Rasoulinezhad E., and Yoshino N. 2019. Energy and food Security: Linkages through Price Volatility. Energy Policy 128: 796–806.
33- Taki M., Ghsemi Mobtaker H., and Monjezi N. 2012. Energy input-output modeling and economical analyze for corn grain production in Iran. Elixir Agriculture Journal 52: 11500-11505.
34- Tarazkar M.H., and Sheikhzeinoddin A. 2019. The impacts of asymmetric oil shocks on agricultural commodity price: Application of nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) approach. Agricultural Economics Research 11(1): 81-100. (In Persian with English abstract)
35- Ueda T., and Kunimitsu Y. 2020. Interregional price linkages of fossil-energy and food sectors: evidence from an international input– output analysis using the GTAP database. Asia-Pacific Journal of Regional Science 4: 55–72.
36- Vahidi Z., Shaghaghi Shahri V., and PahlavanZade F. 2016. The Symmetric and asymmetric effects of oil shocks on the agricultural and industry value added. Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies 2(8): 77-92. (In Persian with English abstract)
37- Wang W., Van Gelder P.H.A.J.M., and Vrijling J.K. 2005. Trend and stationarity analysis for stream flow processes of rivers in Western Europe in the 20th century, In Proceedings: IWA International Conference on Water Economics, Statistics, and Finance Rethymno Greece: 8-10.
38- Zhang Z., Lohr L., Escalante C., and Wetzstein M. 2010. Food versus fuel: what do prices tell us? Energy Policy 38: 445–451.

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 35, No. 3, Fall 2021, p. 259-272

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۵، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰، ص. ۲۷۲-۲۵۹

Studying Nonlinear Relationship between Energy Consumption and Inflation in Agricultural Sector

N. Naraghi[1]- R. Moghaddasi[2]*- A. Mohamadinejad[3]
Received: 30-04-2021
Accepted: 26-09-2021

Introduction: Today, the food-energy nexus is a vital issue. Energy in the food production chain is an essential feature of agricultural development and a critical factor in achieving food security. Energy use in the agricultural sector has increased to respond to the growing demand of the population, as well the limited supply of cultivated lands, and the desire for high standards of living. Therefore, the agricultural sector is heavily dependent on energy that affects agricultural prices. Agricultural price fluctuations are one of the most critical challenges for policymakers. The rapid rise in food prices has a significant negative impact on social welfare, especially the poor in developing countries, which is an issue that is more critical in developing countries than in developed countries. According to the Food and Agriculture Organization (FAO) report in 2018, the food world price index increased from 89.6 to 229.9 during the period from 2002 to 2011. Our literature review shows a distinct lack of research on modeling and analyzing the linkage between agricultural input price shock, especially energy and agricultural commodity prices in Iran.

Materials and Methods: The Markov Switching model is a popular non-linear time-series model that involves multiple equations and can characterize the time-series behaviors in different regimes. This model is suitable for describing correlated data that exhibit distinct dynamic patterns during different periods. So, considering the sensitivity of food security and the impact of agricultural input, the main objective of this paper is to develop an econometric model to gain reliable insight into the impact of energy consumption on agricultural inflation, using the Markov Switching approach. To estimate this equation, we will run a MS-AR model, some preliminary tests, such as unit root test and stability test, are employed to ensure the reliability of MS-AR estimation results.

Results and Discussion: Due to use of time series data, it is necessary to check the stationary status of variables. We performed a common non-linear unit root test (Kapetanios, Shin and Shell (KSS), Zivot and Andrews, Lee and Strazicich). These results reveal that we can significantly reject the null hypothesis of unit root for API, PPI, FPI, and EC, implying that all four variables considered in this study are stationary with structural breaks at levels. The Markov-Switching model has the various types that each of these is a particular component of the regime-dependent equation. Therefore, to choose the best type, the Akaike information criterion was used, and the model with the minimum value was selected as the optimal one. After model estimation and selection, the LR test indicated that the hypothesis of linearity could be rejected in favor of a Markov switching model. According to this model, the period of the Markov switching model estimation is classified into two regimes. Approximately, all the estimated coefficients of the MSIAH (2) - AR (5) model are found to be significant at the conventional level.

Conclusion: The estimation results are consistent with theoretical foundations illustrating the importance of input prices and energy consumption on agricultural commodity prices. As with most experimental studies reviewed, this study has also shown energy consumption has a negative impact on agricultural commodity prices. In other words, it can be contended that during the study period, agricultural input prices have been influential factors on agricultural commodity prices. The findings revealed that the low inflation rate and high inflation rate regimes are stable and that only extreme events can switch regimes. The results of the MS model showed that the effect of input prices on agricultural inflation is different in regimes. In the case of energy, the impact of energy consumption on agricultural commodity prices in the high inflation rate regime is less than the low inflation rate regime because the elimination of energy subsidies policy has been applied in the second regime (high inflation rate). Thus, the results indicate the asymmetric impact of energy consumption shocks on agricultural commodity prices. The effect of agricultural input prices on agricultural commodity prices indicates

---

1, 2 and 3- Ph.D. Graduated of Agricultural Economics, Associate Professor and Assistant Professor Department of Agricultural Economics, Extension & Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, respectively.
(*- Corresponding Author Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir)
DOI: 10.22067/JEAD.2021.68041.1036

that Iranian agriculture is significantly affected by changes in input prices. In this study, changes in input prices were caused by various shocks, such as the elimination of energy subsidies and drought. Therefore, it can be concluded that the elimination of energy subsidies and drought were, directly and indirectly, able to affect agricultural inflations through the price of inputs. In conclusion, planners and policymakers must pay attention to this asymmetry in agricultural commodity prices volatility to increase the price stability in agriculture as much as possible by appropriate policy tools.

Keywords: Agricultural Prices, Energy Consumption, Inflation, Markov-Switching Model